

财政分权引致了市场的异质竞争吗? ——来自上市公司的证据

丁 重,邓可斌

(广东外语外贸大学 财经学院,广东 广州 510006)

摘 要:中国的财政分权促进了地区竞争,进而推动经济增长已成为学界共识。但分权式改革引致的竞争究竟是同质竞争还是异质竞争却仍缺乏企业层面的直接证据。文章借助上市公司股价波动中的特质信息 and 产品市场竞争度等指标,给出经验证据证实:财政分权不仅增加了中国企业特质信息,推动了企业的异质竞争,也推动了系统(市场)信息增长和企业同质竞争。并且,财政分权带来的企业同质竞争要大于异质竞争。这些证据表明,分税制下财权与事权匹配度的缺失以及“锦标赛激励”的政治机制设计,使分权下的地方政府既提升了区域经济的市场竞争力,也强化了政府对经济的干预。两种效应叠加使企业的异质竞争能力相对不足。因此,财政分权改革在中国尚未充分发挥其对企业异质竞争的引导作用。文章最后提出了有针对性的政策建议。

关键词:财政分权;异质竞争;公司特质信息;政府干预

中图分类号:F812.2;F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)11-0020-14

一、引 言

中国的改革开放进程即市场经济不断发展的进程。同时,这一改革由于开始和发展于中央政府向地方政府的财政放权,也被形象地称为“分权式改革”(Qian 和 Roland,1998)。这就形成了两个典型事实:一是财政分权伴随着中国市场竞争的提升与市场经济的成长,二是财政分权带来了地方政府对企业干预程度的提升(周黎安,2008)。由此,我们可以进行以下的逻辑推理:如果财政分权伴随着地方政府对经济干预程度的提升,那么市场竞争就会表现为各地方政府主导下的地区间的市场竞争。在锦标赛激励制度下,这一竞争过程必然引致大量的重复投资(周黎安,2004),即市场竞争会呈现出同质的、恶性的竞争状态。而在现代社会中,一个健康的市场竞争环境必然是异质竞争与同质竞争并存,且以异质竞争(即通过创新引发的竞争)为主体。于是以

收稿日期:2013-08-20

基金项目:国家社会科学基金项目(12CJY047);国家自然科学基金项目(71003030);教育部人文社会科学项目(12YJC790032);广东省哲学社会科学项目(GD11YYJ02)

作者简介:丁 重(1983—),女,湖南安化人,广东外语外贸大学财经学院讲师,经济学博士;

邓可斌(1977—),男,广东罗定人,广东外语外贸大学财经学院教授,硕士生导师,经济学博士。

下两个相关问题就值得我们关注：第一，中国的财政分权是否对市场的异质竞争产生了正面或负面的影响？第二，如果存在影响，那么这种影响与财政分权对市场同质竞争影响的关系是什么？

尽管目前有很多文献或经济现象可以帮助我们对以上问题的答案进行猜测，但尚没有文献能够对此给出科学的研究结论。就分权和锦标赛制度理论而言，这两个问题存在着多种可能答案。一方面，Qian 和 Roland(1998)提出的分权理论显示，分权实际上有助于克服政府对企业管得太多太死的中国经济传统弊端，让企业发挥自主能动性，利用信息优势（相对于中央政府）获得更多的产出。这说明分权本身有助于企业进行异质竞争。欧美众多发达国家高度财政分权和市场充分异质竞争并存的现象为这一理论分析提供了生动的典型事实。但另一方面，锦标赛理论又表明，分权下的地方政府在锦标赛式竞争时，有强烈的动机抑制企业的异质发展。由此可知，中国式分权与市场异质竞争的关系在理论上存在着相互作用的正和负两种力量，这两种力量交织会产生多种可能的结果：正面影响、负面影响抑或无影响。因此我们发现，中国式财政分权是否引致市场异质竞争，更多地成为了一个亟须回答的重要实证问题。

已有相关文献主要有二：一是证明财政分权改革直接激活了市场竞争特别是区域间的市场竞争，推动了经济增长(Montinola 等, 1995; Qian 和 Weingast, 1996、1997; Lin 和 Liu, 2000; Jin 等, 2005; 张晏和龚六堂, 2006)。二是论证分权环境下地方政府对经济干预的不断加强不利于企业之间的公平竞争(周黎安, 2004; 史宇鹏和周黎安, 2007; 乔宝云, 2002; 陈抗等, 2002; 张军和金煜, 2005; 孙早和张振, 2005; 许罡等, 2012)。因此，学界对财政分权是否促进市场竞争这一问题仍认识模糊。本文通过计量企业层面的市场信息和公司特质信息指标，区分同质竞争和异质竞争，首次给出直接证据证实中国的财政分权对市场异质竞争存在推动作用，但这种作用要显著小于其对同质竞争的促进作用，并在此基础上对财政分权与市场竞争关系的形成机理进行阐述。

研究发现，财政分权程度的提高使企业的特质信息显著增加，这说明市场中企业的异质竞争得到增强。同时，财政分权程度的提高也使市场信息显著增加，这说明政府的财政分权制度对整个市场的控制也在增强，即财政分权会使市场同质竞争增强。但是，由于财政分权带来的特质信息增加要小于市场信息增加，相对而言，财政分权更多地推动了市场的同质竞争。这些证据表明，以分税制改革为标志的中国财政分权体制在事权和财权的分配上仍缺乏均衡匹配的顶层设计。这一缺陷加上“锦标赛激励”引致的政治诉求，就使地方政府片面追求财政扩张以满足事权和政治绩效的双重需求。财政扩张会使地区市场竞争加剧，但由于财政扩张这一目标直接刺激着政府对经济的干预，财政分权对市场异质竞争的促进作用会受到很大的制约。

二、市场异质竞争的度量与研究假设

(一)市场同质竞争的度量:股价系统(市场)信息指标。许多研究用政府干预程度反映市场竞争程度或市场化进程(许年行等,2013;李文贵和余明桂,2012),但是这一指标用于我们的研究存在一个关键问题,即它只反映了政府对经济的介入程度(包括宏观和微观层面的介入),而无法直接反映市场本身的竞争程度。而且,中国式分权改革进程本身就伴随着地方政府对经济干预程度的提升,但我们并不能因此认为市场竞争减弱。因此,政府干预程度指标难以区分同质竞争与异质竞争。为了厘清财政分权与市场竞争间的关系,我们需要另寻市场竞争指标。金融经济学在股价信息反馈方面的进展为我们提供了可借鉴的思路。Roll(1988)指出,在一个有效的资本市场上,股价波动实质上可以反映一个企业的市场竞争环境。随着市场化程度的提升,股价中的信息含量应当越来越大。这提示我们,股价波动可以作为市场竞争的一个代理变量。股价波动实质上由两部分组成:系统性波动(systematic volatility)与特质波动(firm's special volatility)。Jin 和 Myers(2006)研究发现,公司特质信息与金融市场的发展和透明度密切相关。越成熟的股市或政治法律制度越完善的国家,股价中包含的上市公司特质信息成分越多。换言之,如果市场越不完善,市场竞争产生的股价信息将主要体现为系统性波动而非特质信息,即股价信息具有同质性特征。国内有研究也表明,政治关系与股价系统性波动显著正相关(唐松等,2011)。

基于以上分析,我们得到如下的推论:如果财政分权在引发市场竞争的同时进一步增强了政府对经济的掌控力,那么财政分权应与股价波动中的系统性波动(市场信息)显著正相关,即财政分权将推动市场的同质竞争。

(二)市场异质竞争的度量:公司特质信息指标。根据以上分析,我们相应地选用股价中的公司特质波动(信息)来表征市场异质竞争。目前中国企业特质信息含量虽然有很大提高,但是仍处于较低水平,这实际上说明了中国股市与市场环境的不成熟(Morck 等,2000,游家兴等,2006;孔东民和申睿,2008)。使用较为普遍的另一个度量市场异质竞争的指标是产品市场竞争程度(赫芬达尔指数)。但这一指标存在两个问题:一是如果使用这一指标,行业内每个企业都只有一个相同的样本值;二是吴昊旻等(2012)发现,产品市场竞争程度与相对公司特质信息显著正相关,垄断行业中相对公司特质信息会减少。这说明,相对于产品市场竞争程度指标,公司特质信息指标有着更好的表征能力。不过,考虑到研究的可靠性,本文在稳健性检验中使用了产品市场竞争程度指标,结果并没有显著差异。

(三)研究假设。根据上文讨论,如果财政分权确实提升了市场竞争程度,财政分权指标将与股价波动中的系统信息(系统性波动的绝对值)和公司特质

信息(特质波动的绝对值)指标都显著正相关。如果财政分权对市场竞争的作用更多地体现在同质竞争上,那么财政分权与相对公司特质信息指标将显著负相关。于是我们提出以下研究假设:

假设 1:财政分权与绝对公司特质信息显著正相关,即财政分权程度的提高推动了企业间的异质竞争。

假设 2:财政分权与股价波动的绝对系统(市场)信息存在显著正相关关系,即财政分权程度的提高推动了企业间的同质竞争。

假设 3:财政分权与相对公司特质信息显著负相关,即财政分权程度的提高带来的企业间异质竞争增强小于同质竞争。

三、研究设计与数据来源

(一)度量指标。

1. 财政分权的度量。度量财政分权的指标有很多,主要分为收入法与支出法两大类(赵文哲,2008;周业安和章泉,2008)。由于我国各省的转移支付数据统计存在着较多问题,相对而言,用支出法指标来度量财政分权程度更为合适。我们选择两种指标来衡量中国财政分权程度:一种是各省人均财政支出除以中央人均财政支出,用 $decea$ 表示;另一种是各省人均财政支出除以各省人均财政支出与中央人均财政支出之和,用 $deceb$ 表示。采用人均指标是因为它可以剔除人口规模对本级政府财政支出的影响,其中人口数量用地区年底在籍人口数量表示。

2. 公司特质信息和系统(市场)信息的计算。参考 Duchin(2010)、Panoussi 和 Papanikolaou(2012)的研究,用以下考虑峰度和偏度因素的资本资产定价模型来计算个股的年度公司特质信息:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{Mkt,t} r_{Mkt,t} + \gamma_{Ind,t} r_{Ind,t} + \gamma_{1,t} K_{i,t} + \gamma_{2,t} S_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $r_{i,t}$ 是个股周收益率, $r_{Mkt,t}$ 是市场指数周收益率, $r_{Ind,t}$ 是按流通市值加权的行业(按 CRSC 单字母编码)周收益率。 $K_{i,t}$ 是每周所有股票收益率分布的峰度, $S_{i,t}$ 是每周所有股票收益率分布的偏度。 $\epsilon_{i,t}$ 为残差项, $\epsilon_{i,t} \in N(0, \sigma_{\epsilon,i,t}^2)$ 。在对上式进行年度回归(48 个周)后,我们取每个回归的残差值平方的对数值作为绝对公司特质信息的代理变量。

为方便起见,参考 Chun 等(2008),我们把(1)式股票收益率波动中由市场和行业决定的部分称为系统信息引起的波动(systematic variation),亦简称为系统(市场)信息;而由残差项 $\epsilon_{i,t}$ 决定的部分称为公司特质信息引起的波动(firm-specific variation),亦简称为公司特质信息。我们用 $\sigma_{\epsilon,i,t}^2$ 表示残差项 $\epsilon_{i,t}$ 的方差,即绝对公司特质信息;而用 $\sigma_{m,i,t}^2$ 表示与公司 i 有关的系统性风险的变化(即 $r_{i,t}$ 的方差减去 $\sigma_{\epsilon,i,t}^2$),代表市场信息。这种方法计算得到的绝对公司特质信息、市场信息和相对公司特质信息分别用 $\ln\sigma_{\epsilon,t}^2$ 、 $\ln\sigma_{m,t}^2$ 和 ϕ 表示。为

了控制市场信息对公司特质信息的影响,我们还计算了相对公司特质信息变量。为此,需要计算一个中介变量 R^2 , 方法为: $R^2_{i,t} = \sigma^2_{m,i,t} / (\sigma^2_{m,i,t} + \sigma^2_{\epsilon,i,t})$ 。由于 R^2 的取值区间为 $[0, 1]$, 为了更符合最小二乘法的要求并与以往研究保持一致,我们对 R^2 做如下的对数变换,得到相对公司特质信息的度量指标:

$$\phi_{i,t} = \ln((1 - R^2_{i,t}) / R^2_{i,t}) = \ln(\sigma^2_{\epsilon,i,t}) - \ln(\sigma^2_{m,i,t}) \quad (2)$$

为了保证回归结果的可靠性,我们还采用另一种方法计算绝对特质信息和市场信息,即通过个股超额收益率对市场超额收益率、行业超额收益率的回归来计算绝对公司特质信息、市场信息和相对公司特质信息(Ferreira 和 Laux, 2007)。回归方程为:

$$(r_{i,t} - r_{f,t}) = \alpha_i + \beta_{Mkt,i,t}(r_{Mkt,i,t} - r_{f,t}) + \gamma_{Ind,i,t}(r_{Ind,i,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $r_{f,t}$ 代表 t 时刻的无风险利率(用一年期银行存款利率代替),其他变量定义与(1)式相同。这种方法计算得到的绝对公司特质信息、市场信息和相对公司特质信息分别用 $\ln\sigma^2_{\epsilon,i,t}$ 、 $\ln\sigma^2_{m,i,t}$ 和 ϕ_2 表示。

(二)实证方法。我们建立以下的公司特质信息和市场信息的回归模型:

$$\begin{aligned} \ln(\sigma^2_{\epsilon,i,t}) = & b_0 + b_1 \text{dece}_{i,t-1} + b_2 \ln(\sigma^2_{m,i,t}) + b_3 \text{Mar}_{i,t-1} + b_4 \ln\text{SIZE}_{i,t-1} \\ & + b_5 \text{Roa}_{i,t-1} + b_6 \text{Cs}_{i,t-1} + b_7 \text{LR}_{i,t-1} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \ln(\sigma^2_{m,i,t}) = & b_0 + b_1 \text{dece}_{i,t-1} + b_2 \text{Mar}_{i,t-1} + b_3 \ln\text{SIZE}_{i,t-1} + b_4 \text{Roa}_{i,t-1} \\ & + b_5 \text{Cs}_{i,t-1} + b_6 \text{LR}_{i,t-1} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \phi_{i,t} = & b_0 + b_1 \text{dece}_{i,t-1} + b_2 \text{Mar}_{i,t-1} + b_3 \ln\text{SIZE}_{i,t-1} + b_4 \text{Roa}_{i,t-1} \\ & + b_5 \text{Cs}_{i,t-1} + b_6 \text{LR}_{i,t-1} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

其中,下标 t 代表时间(年度)。我们分别把绝对公司特质信息 $\ln(\sigma^2_{\epsilon})$ 、市场信息 $\ln(\sigma^2_m)$ 和相对公司特质信息 $\phi_{i,t}$ 作为被解释变量,把财政分权变量 dece 作为解释变量。为了控制其他因素对公司特质信息和市场信息的影响,我们选择政府对经济干预因素(Mar)、公司规模($\ln\text{Size}$)、公司绩效(Roa)、资本结构(Cs)和流动性变量(LR)作为控制变量。由于很多研究表明,系统信息变量 $\ln\sigma^2_m$ 会对绝对公司特质信息变量 $\ln\sigma^2_{\epsilon}$ 产生大的干扰(Han 和 Lesmond, 2011; Panousi 和 Papanikolaou, 2012),在(4)式中我们还引入 $\ln\sigma^2_m$ 作为一个重要的控制变量。政府对经济干预程度会影响公司特质信息和市场信息,由于从 2006 年开始,我国财政支出数据统计口径有所调整,我们采用了分段计算方法。其中,2000—2006 年,政府对经济干预程度由各省财政支出减去科技三项费用支出、科学事业费支出、教育事业费支出、文体广播事业费支出、卫生经费支出,再除以各省 GDP 求得。2007—2010 年,政府对经济干预程度则由各省财政支出(一般预算支出)减去科学技术支出、教育支出、文化体育与传媒支出、医疗卫生支出,再除以各省 GDP 求得。规模因素对公司特质信息存在较大影响(丁重和张耀辉, 2009),本文采用公司总资产的对数值度量。我们用总资产收益率表示公司绩效,用公司的净利润除以资产期末余额和资产期初余

额的平均值得到。由于资本结构中包含的公司战略信息或许会反映在公司特质信息和市场信息中,本文采用资产负债率来度量资本结构。流动性因素代表公司营运资金宽裕程度,可能会影响公司特质信息,所以本文采用流动比率(流动资产除以流动负债)来度量流动性。

另外,为了减少内生性问题,我们将解释变量 $dece$ 以及控制变量 $\ln\sigma_m^2$ 、 Mar 、 $\ln Size$ 、 Roa 、 Cs 和 LR 均取滞后一期。在回归方法方面,我们选用非平衡面板数据模型进行回归,并根据 Hausman 检验结果在控制截面效应的单向固定效应模型与随机效应模型中选择合适的回归方法。为了避免时间效应对回归结果的影响,在稳健性检验中,我们进一步利用控制时间效应和截面效应的双向固定效应(two ways fixed effect)面板模型,以保证回归结果的科学性。

(三)数据来源。我们采用 2000—2010 年中国 A 股上市公司数据作为研究样本。数据来源于国泰安(CSMAR)经济金融数据库中的《中国上市公司财务数据库》和《中国区域经济研究数据库》。财政分权数据选自 31 个省(直辖市、自治区)。我们根据上市公司注册地址所属的省(直辖市、自治区),将上市公司数据与财政分权数据进行匹配。我们按以下常规原则筛选样本:(1)剔除上市不足一年的公司;(2)剔除数据不全的样本。最后,我们共得到 12 163 个中国上市公司的非平衡面板样本观测值。另外,在实证回归中我们使用的是 STATA12.0 软件。

四、实证结果分析

(一)描述性统计。我们首先观察各变量均值随时间变化情况。表 1 给出了财政分权、绝对公司特质信息、相对公司特质信息和市场信息随时间变化情况。从中可见,财政分权程度基本随时间逐年上升;2000—2010 年,相对公司特质信息随时间变化趋势不明显;而 2000—2007 年,绝对公司特质信息基本呈上升趋势;尽管 2008—2010 年,绝对公司特质信息呈下降趋势,但这很可能是受到国际金融危机的影响。国际金融危机的影响从市场信息中也可以豹窥一斑;2000—2008 年,市场信息基本呈上升趋势,2009—2010 年呈下降趋势。这表明,如果剔除国际金融危机的影响,从 2000 年开始,中国财政分权程度一

表 1 财政分权、公司特质信息和市场信息情况

年份	$decea$	$deceb$	$\ln\sigma_{t,1}^2$	$\ln\sigma_{m,1}^2$	$\ln\sigma_{t,2}^2$	$\ln\sigma_{m,2}^2$	ψ_1	ψ_2	样本数
2000	3.06	0.69	-2.30	-2.92	-2.30	-2.92	0.62	0.62	743
2001	3.56	0.73	-3.10	-3.29	-3.10	-3.29	0.20	0.20	876
2002	3.56	0.72	-3.28	-2.98	-3.28	-2.95	-0.31	-0.34	952
2003	3.68	0.73	-3.01	-3.44	-3.01	-3.44	0.43	0.43	1 017
2004	4.09	0.75	-2.64	-2.98	-2.64	-2.98	0.34	0.34	1 076
2005	4.39	0.76	-2.44	-2.81	-2.44	-2.81	0.37	0.37	1 131
2006	4.49	0.77	-2.18	-2.85	-2.18	-2.85	0.67	0.66	1 137
2007	4.83	0.79	-1.51	-1.95	-1.51	-1.75	0.44	0.24	1 182
2008	5.09	0.80	-1.77	-1.54	-1.77	-1.46	-0.23	-0.31	1 266
2009	5.28	0.81	-2.06	-2.22	-2.06	-2.22	0.16	0.16	1 318
2010	5.69	0.83	-2.25	-2.54	-2.25	-2.54	0.30	0.29	1 465

直在扩大,绝对公司特质信息和市场信息也呈上升趋势。这也说明,随着财政分权程度的扩大,财政分权对绝对公司特质信息和市场信息的影响很可能是正面的,对相对公司特质信息的影响则不明朗,有待进一步回归检验。

(二)回归结果。

1. 假设 1 的检验。表 2 给出了(4)式的回归结果。在回归中,财政分权指标采用的是各省人均财政支出除以中央人均财政支出,用 $decea$ 表示。在具体回归方法的选择上,本文利用 Hausman 检验来判断应该选择随机效应(RE)模型还是固定效应(FE)模型。当 Hausman 检验的 p 值大于 0.05 时,则选择 RE 模型,否则选择 FE 模型。从表 2 的 χ^2 检验可以判断,本文的模型设定是合理的。

表 2 式(4)的固定/随机效应面板数据回归结果

	被解释变量: $\ln\sigma_{i,t,1}^2$			被解释变量: $\ln\sigma_{i,t,2}^2$				
	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)
$decea$	0.321*** (34.45)	0.398*** (33.80)	0.377*** (31.27)	0.372*** (30.77)	0.315*** (33.75)	0.392*** (33.16)	0.372*** (30.75)	0.367*** (30.27)
$\ln\sigma_{m,t-1}^2$	0.025*** (2.56)	0.021** (2.20)	0.008 (0.79)	0.007 (0.68)	0.037*** (3.89)	0.032*** (3.39)	0.019** (1.99)	0.018* (1.87)
Mar_{t-1}		-5.756*** (-10.57)	-5.859*** (-10.79)	-5.879*** (-10.85)		-5.719*** (-10.50)	-5.829*** (-10.73)	-5.851*** (-10.79)
$\ln SIZE_{t-1}$			0.130*** (7.70)	0.143*** (8.05)			0.127*** (7.51)	0.140*** (7.86)
Roa_{t-1}				-0.026** (-2.19)				-0.025** (-2.18)
Cs_{t-1}				0.002** (2.40)				0.002** (2.37)
LR_{t-1}				-0.027*** (-5.42)				-0.027*** (-5.43)
调整 R^2	0.149	0.160	0.165	0.169	0.151	0.161	0.166	0.170
$Prob>\chi^2$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163
Hausman 检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:括号内为 z 统计值,*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上统计显著。下表同。

由表 2 可见,无论是否把控制变量放入回归模型, $decea$ 系数均显著为正,说明财政分权对绝对公司特质信息存在显著正面影响。假设 1 得到验证,即财政分权程度的提高推动了企业的异质竞争。

控制变量中, $\ln\sigma_{m,t-1}^2$ 系数不稳定。在被解释变量为 $\ln\sigma_{i,t,1}^2$ 时,加入控制变量 $\ln SIZE_{t-1}$ 后, $\ln\sigma_{m,t-1}^2$ 系数不显著,否则均显著为正。这说明规模因素对市场信息有着显著的影响。在被解释变量为 $\ln\sigma_{i,t,2}^2$ 时, $\ln\sigma_{m,t-1}^2$ 系数均显著为正。控制变量 Mar_{t-1} 系数显著为负,说明政府对经济的干预对绝对公司特质信息存在负面影响,这表明政府对经济的干预程度越大,绝对公司特质信息越少。控制变量 $\ln SIZE_{t-1}$ 系数显著为正,说明绝对公司特质信息与企业规模正相关,这表明规模越大的公司绝对公司特质信息越多。控制变量 $Roat-1$ 系数显著为负,说明公司绩效对绝对公司特质信息存在负面影响,这表明资产收益率越高的公司绝对公司特质信息越少。控制变量 Cs_{t-1} 系数显著为正,说明资

本结构因素与绝对公司特质信息正相关，这表明资产负债率越高的公司绝对公司特质信息越多。控制变量 LR_{t-1} 系数显著为负，说明流动性变量与绝对公司特质信息负相关，这表明资金越宽裕的公司绝对公司特质信息越少。

我们换一种财政分权指标继续检验财政分权与公司特质信息之间的关系。此时，财政分权指标采用各省人均财政支出除以各省人均财政支出与中央人均财政支出之和，用 $deceb$ 表示。具体回归方法的选择同上。结果见表 3。从中可以看出，在被解释变量为 $\ln\sigma_{\epsilon,t,1}^2$ 和 $\ln\sigma_{\epsilon,t,2}^2$ 时，无论是否把控制变量放入回归模型， $deceb$ 系数均显著为正，说明财政分权对绝对公司特质信息存在显著正面影响。假设 1 再次得到验证，即财政分权程度的提高推动了企业的异质竞争。控制变量则有所变化，与表 2 相比， $\ln\sigma_{m,t-1}^2$ 系数显著性大幅减弱； Roa_{t-1} 和 Cs_{t-1} 系数显著性亦有所下降。控制变量 Mar_{t-1} 和 Ln_{t-1} 系数仍显著为负， $\ln SIZE_{t-1}$ 系数仍显著为正。

表 3 式(4)的固定/随机效应面板数据回归结果

解释变量与 控制变量	被解释变量： $\ln\sigma_{\epsilon,t,1}^2$				被解释变量： $\ln\sigma_{\epsilon,t,2}^2$			
	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)
$deceb$	7.255*** (37.40)	9.712*** (38.47)	9.323*** (35.82)	9.197*** (35.08)	7.147*** (36.65)	9.623*** (37.80)	9.247*** (35.28)	9.122*** (34.55)
$\ln\sigma_{m,t-1}^2$	0.007 (0.68)	-0.004 (-0.40)	-0.013 (-1.38)	-0.013 (-1.36)	0.018* (1.89)	0.005 (0.56)	-0.004 (-0.41)	-0.004 (-0.39)
Mar_{t-1}		-8.307*** (-14.96)	-8.291*** (-14.96)	-8.224*** (-14.85)		-8.276*** (-14.88)	-8.271*** (-14.90)	-8.204*** (-14.79)
$\ln SIZE_{t-1}$			0.101*** (5.99)	0.108*** (6.12)			0.098*** (5.86)	0.106*** (5.98)
Roa_{t-1}				-0.016 (-1.35)				-0.016 (-1.35)
Cs_{t-1}				0.001 (1.45)				0.001 (1.44)
LR_{t-1}				-0.022*** (-4.34)				-0.022*** (-4.37)
调整 R^2	0.166	0.186	0.189	0.192	0.167	0.187	0.190	0.192
$Prob>\chi^2$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163
Hausman 检验 p 值 (FE 和 RE 比较)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

2. 假设 2 的检验。接着我们对式(5)进行面板数据回归，结果见表 4。在回归中，财政分权指标采用的是各省人均财政支出除以中央人均财政支出，用 $decea$ 表示。

由表 4 可见，在被解释变量为 $\ln\sigma_{\epsilon,t,1}^2$ 和 $\ln\sigma_{\epsilon,t,2}^2$ 时，无论是否把控制变量放入回归模型， $decea$ 系数均显著为正，说明财政分权对市场信息存在显著正面影响。假设 2 得到验证，即财政分权程度的提高推动了企业的同质竞争。

控制变量中， Mar_{t-1} 系数显著为负，说明政府干预经济对市场信息存在负面影响，这表明政府对经济的干预程度越大，市场信息越少。控制变量 $\ln SIZE_{t-1}$ 系数显著为正，说明市场信息与企业规模正相关，这表明企业规模越大，市场信息越多。控制变量 Roa_{t-1} 系数显著为负，说明公司绩效对市场

表 4 式(5)的固定/随机效应面板数据回归结果

	被解释变量： $\ln\sigma_{m,t,1}^2$				被解释变量： $\ln\sigma_{m,t,2}^2$			
	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)
decea	0.367*** (40.38)	0.474*** (39.89)	0.401*** (32.74)	0.393*** (31.97)	0.376*** (40.12)	0.489*** (39.92)	0.416*** (32.93)	0.408*** (32.18)
Mar _{t-1}		-8.196*** (-13.78)	-8.398*** (-14.41)	-8.423*** (-14.47)		-8.643*** (-14.11)	-8.844*** (-14.71)	-8.868*** (-14.78)
lnSIZE _{t-1}			0.350*** (19.53)	0.382*** (20.30)			0.348*** (18.85)	0.379*** (19.55)
Roat _{t-1}				-0.025** (-1.98)				-0.024* (-1.87)
Cs _{t-1}				0.005*** (5.22)				0.005*** (4.98)
LR _{t-1}				0.000 (0.05)				-0.001 (-0.25)
调整 R ²	0.151	0.168	0.201	0.204	0.149	0.167	0.198	0.201
Prob>χ ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	12163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163
Hausman 检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

信息存在负面影响,这表明企业资产收益率越高,市场信息越少。控制变量 Cs_{t-1} 系数显著为正,说明资本结构因素与市场信息正相关,这表明企业资产负债率越高,市场信息越多。控制变量 LR_{t-1} 系数不显著,说明流动性变量对市场信息影响有限。

我们换一种财政分权指标继续检验财政分权与市场信息之间的关系。此时,财政分权指标采用各省人均财政支出除以各省人均财政支出与中央人均财政支出之和,用 deceb 表示。结果表明(回归结果略),在被解释变量为 $\ln\sigma_{m,t,1}^2$ 和 $\ln\sigma_{m,t,2}^2$ 时,无论是否把控制变量放入回归模型,deceb 系数均显著为正,这说明财政分权对市场信息存在显著正面影响。假设 2 再次得到验证,即财政分权程度的提高推动了企业的同质竞争。与表 4 相比,此回归结果中控制变量系数与显著性情况并无明显变化,在此不赘述。

3. 假设 3 的检验。最后我们对式(6)进行回归,结果见表 5。在回归中,财政分权指标采用的是各省人均财政支出除以中央人均财政支出,用 decea 表示。由表 5 可见,在大部分情况下,decea 系数显著为负。在被解释变量为 ϕ_1 时,列(1)和列(2)中 decea 系数显著为负;在被解释变量为 ϕ_2 时,无论是否把控制变量放入回归模型,decea 系数均显著为负。这说明财政分权对相对公司特质信息存在显著负面影响。假设 3 得到验证,即财政分权程度的提高带来的企业异质竞争增强小于同质竞争。

在控制变量中,Mar_{t-1} 系数显著为正,说明政府对经济的干预对相对公司特质信息存在正面影响,这表明政府对经济的干预程度越大,相对公司特质信息越多。控制变量 lnSIZE_{t-1} 系数显著为负,说明相对公司特质信息与企业规模负相关,这表明企业规模越大,相对公司特质信息越少。控制变量 Roat_{t-1} 系数不显著,说明公司绩效对相对公司特质信息影响有限。控制变量 Cs_{t-1} 系数显著为负,说明资本结构因素与相对公司特质信息负相关,这表明企业资产

表 5 式(6)的固定/随机效应面板数据回归结果

	被解释变量： ϕ_1				被解释变量： ϕ_2			
	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)
decea	-0.035*** (-3.72)	-0.067*** (-5.32)	-0.021 (-1.61)	-0.019 (-1.44)	-0.044*** (-4.60)	-0.081*** (-6.45)	-0.035*** (-2.72)	-0.033*** (-2.55)
Mar _{t-1}		2.397*** (3.83)	2.522*** (4.06)	2.529*** (4.07)		2.833*** (4.54)	2.957*** (4.76)	2.963*** (4.78)
lnSIZE _{t-1}			-0.217*** (-11.35)	-0.236*** (-11.78)			-0.215*** (-11.27)	-0.233*** (-11.65)
Roat _{t-1}				-0.001 (-0.06)				-0.002 (-0.11)
Cs _{t-1}				-0.003*** (-2.78)				-0.003*** (-2.69)
LR _{t-1}				-0.028*** (-4.76)				-0.026*** (-4.50)
调整 R ²	0.002	0.003	0.017	0.020	0.002	0.005	0.018	0.021
Prob>X ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163
Hausman 检验 p 值	0.009	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000

负债率越高,相对公司特质信息越少。控制变量 LR_{t-1} 系数显著为负,说明流动性变量对相对公司特质信息存在负面影响,这表明企业资金越宽裕,相对公司特质信息越少。我们同样换一种财政分权指标继续检验财政分权与市场信息的关系。此时,财政分权指标为各省人均财政支出除以各省人均财政支出与中央人均财政支出之和,用 deceb 表示。回归结果(计算结果略)表明,被解释变量为 ϕ_1 和 ϕ_2 时,无论是否把控制变量放入回归模型,deceb 系数均显著为负。这说明财政分权对相对公司特质信息存在显著负面影响,假设 3 再次得到验证,即财政分权程度的提高带来的企业异质竞争增强小于同质竞争。

五、稳健性检验

为了保证研究结论的稳健性,我们采取以下两个步骤重新进行回归检验。第一,引入时间固定效应,对双向固定效应和随机效应模型进行 Hausman 检验,从中选择较优的模型重新对(4)式至(6)式进行回归,以剔除公司特质信息和市场信息随时间而递增对实证结果准确性的可能影响。第二,使用产品市场竞争度赫芬达尔指数来代替相对公司特质信息指标,重新对(6)式进行回归。我们发现,实证结果与前文没有显著区别。为节约篇幅,我们仅给出其中部分回归结果(见表 6 至表 8)。

(一)双向固定/随机效应回归结果。

由表 6 可见,在被解释变量为 $\ln\sigma^2_{e,t,1}$ 和 $\ln\sigma^2_{e,t,2}$ 时,无论是否把控制变量放入回归模型,deceb 系数均显著为正,这说明财政分权对绝对公司特质信息存在显著正面影响。假设 1 再次得到验证,即财政分权程度的提高推动了企业的异质竞争。

接着我们对(5)式进行面板数据回归,结果见表 7。由表 7 可见,在被解释变量为 $\ln\sigma^2_{m,t,1}$ 和 $\ln\sigma^2_{m,t,2}$ 时,无论是否把控制变量放入回归模型,deceb 系数

表 6 式(4)的双向固定/随机效应面板数据回归结果

	被解释变量:lnσ _{6,1,t} ²				被解释变量:lnσ _{6,1,t} ²			
	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)
deceb	0.711*** (2.77)	0.648** (2.17)	0.633** (2.12)	0.619** (2.07)	0.710*** (2.77)	0.646*** (2.17)	0.631** (2.11)	0.617** (2.06)
lnσ _{6,1,t-1}	-0.064*** (-6.75)	-0.064*** (-6.76)	-0.066*** (-6.88)	-0.065*** (-6.83)	-0.067*** (-6.94)	-0.067*** (-6.94)	-0.068*** (-7.07)	-0.068*** (-7.02)
Mar _{t-1}		0.201 (0.41)	0.221 (0.45)	0.228 (0.46)		0.204 (0.42)	0.225 (0.46)	0.231 (0.47)
lnSIZE _{t-1}			0.025* (1.78)	0.025* (1.66)			0.026* (1.81)	0.025* (1.69)
Roa _{t-1}				-0.015 (-1.61)				-0.015 (-1.62)
CS _{t-1}				-0.001 (-1.00)				-0.001 (-0.99)
LR _{t-1}				-0.007* (-1.73)				-0.007* (-1.72)
调整 R ²	0.464	0.464	0.465	0.465	0.466	0.466	0.466	0.466
Prob>χ ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163
Hausman 检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表 7 式(5)的双向固定/随机效应面板数据回归结果

	被解释变量:lnσ _{6,1,t} ²				被解释变量:lnσ _{6,1,t} ²			
	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)	FE 模型 (1)	FE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)
deceb	0.815*** (2.88)	1.041*** (3.16)	0.891*** (2.74)	0.862*** (2.65)	0.828*** (2.96)	1.059*** (3.24)	0.910*** (2.82)	0.883*** (2.74)
Mar _{t-1}		-0.723 (-1.34)	-0.539 (-1.01)	-0.503 (-0.94)		-0.738 (-1.38)	-0.555 (-1.05)	-0.522 (-0.99)
lnSIZE _{t-1}			0.236*** (15.31)	0.258*** (15.88)			0.234*** (15.33)	0.255*** (15.80)
Roa _{t-1}				-0.022** (-2.11)				-0.022** (-2.13)
CS _{t-1}				0.002*** (3.04)				0.002*** (2.69)
LR _{t-1}				0.015*** (3.40)				0.015*** (3.39)
调整 R ²	0.460	0.460	0.474	0.475	0.499	0.499	0.512	0.513
Prob>χ ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163
Hausman 检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	—

均显著为正,说明财政分权对市场信息存在显著正面影响。假设 2 再次得到验证,即财政分权程度的提高推动了企业的同质竞争。

最后对(6)式进行面板数据回归,结果见表 8。在大部分情况下,deceb 系数均显著为负,说明财政分权对相对公司特质信息存在显著负面影响。假设 3 再次得到验证,即财政分权程度的提高带来的企业异质竞争增强小于同质竞争。控制变量的回归结果与前述结论基本一致,在此不再赘述。

(二)用产品竞争度赫芬达尔指数替代相对公司特质信息指标。我们用产品竞争度赫芬达尔指数(HHI)替代相对公司特质信息指标,重新对(6)式进行回归。参考赵建群(2011),按中国证监会发布的一位行业分类代码计算产品竞争度赫芬达尔指数(HHI):

$$HHI = \sum_i^N (X_i/A)^2$$

其中,HHI 代表赫芬达尔指数,X_i 代表市场主体 i 的主营业务收入,A 为行业

表 8 式(6)的双向固定/随机效应面板数据回归结果

	被解释变量： ψ_1				被解释变量： ψ_2			
	RE 模型 (1)	RE 模型 (2)	FE 模型 (3)	FE 模型 (4)	RE 模型 (1)	RE 模型 (2)	FE 模型 (3)	RE 模型 (4)
deceb	-0.485*** (-4.62)	-0.588*** (-5.36)	-0.290 (-0.73)	-0.275 (-0.69)	-0.547*** (-5.23)	-0.656*** (-5.99)	-0.315 (-0.80)	-0.244*** (-2.29)
Mar _{t-1}		0.640*** (3.19)	0.725 (1.11)	0.696 (1.07)		0.674*** (3.37)	0.743 (1.15)	0.422*** (2.23)
lnSIZE _{t-1}			-0.218*** (-11.59)	-0.242*** (-12.14)			-0.216*** (-11.57)	-0.154*** (-16.84)
Roa _{t-1}				0.007 (0.52)				-0.005 (-0.41)
Cs _{t-1}				-0.003*** (-3.28)				-0.001 (-0.71)
LR _{t-1}				-0.023*** (-4.21)				-0.017*** (-3.90)
调整 R ²	0.002	0.004	0.149	0.152	0.003	0.006	0.158	0.019
Prob>χ ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163	12 163
Hausman 检验 p 值	0.304	0.696	0.001	—	0.242	0.636	0.001	0.928

内所有企业总的主营业务收入。回归结果(计算结果略)显示,与前述实证结果相比并没有根本性变化,依然支持假设 3。但此时调整 R² 值变得非常小,这是因为同一行业公司只有一个相同的 HHI 值。由稳健性检验可知,我们对假设 1、假设 2 和假设 3 的检验结果是可靠的。

六、结论与政策建议

财政分权伴随着中国市场经济的成长,并带来地方政府对经济干预程度的提升。但分权式改革引致的市场竞争究竟以同质竞争还是异质竞争为主,这一问题仍缺乏企业层面的直接证据。

为此,本文尝试借助金融经济学中的股价特质波动与系统性波动指标,并结合产品市场竞争度 HHI 指数,检验了财政分权、同质竞争与异质竞争间的关系。本文发现,财政分权程度的提高使企业的特质信息增加,这说明财政分权能够使市场中企业的异质竞争得到增强。同时,财政分权程度的提高亦使市场信息增加,这说明财政分权制度亦使政府对整个市场的控制力增强,并由此强化了市场的同质竞争。此外,财政分权程度的提高对相对特质信息和产品市场竞争 HHI 指数均存在着显著的抑制作用。这表明,总体而言,财政分权程度的提高对市场同质竞争的推进作用要高于对异质竞争的推进作用。我们的证据说明,以分税制为标志的中国财政分权体制在事权和财权的分配上仍缺乏均衡匹配的顶层设计。这一缺陷加上“锦标赛激励”的政治机制,就会促使地方政府不断追求财政扩张,以满足日益扩大的事权需求和为晋升所带来的政治绩效需求。为了实现财政扩张的目标,随着财政分权程度的提高,地方政府会用更多的财权去刺激地方企业发展,促进当地经济增长,这会使企业异质竞争提升。同时,随着经济的增长,政府对市场的干预能力不断增强,这又会使市场同质竞争增强。总体而言,由于地方经济增长围绕财政扩张这一

目标进行,市场的同质竞争必然大于异质竞争。因此,财政分权程度的提高虽然带来了市场竞争度的提升和经济增长,但对企业在市场竞争中发挥主观能动性已经产生了明显的抑制作用。

本文的政策含义是丰富的:政府在加大财政分权程度、推进市场竞争的同时,应进一步减少对市场经济的干预。既然财政分权的优势和不足都在于分税制体制与“锦标赛”激励机制,我们可以从改变分税制体制与“锦标赛”激励机制着手,发挥其优势并抑制其负面影响。一方面,应加强顶层设计,建立事权与财权逐步匹配的分税制改革路径。具体而言,应减少地方政府在经济干预方面的“事权”,而增加其在公共服务特别是均等化公共服务上的“事权”,促使其真正实现为市场经济“服务”而非“干预”。同时,严格地方财权与事权的匹配,并强化地方财权监督。凡是与合理“事权”支出无直接关系的财政收入与支出项目均要在接受公众充分监督的基础上审慎审批。另一方面,可在“锦标赛”指标中引入地区产品市场异质竞争度指标,推动政府将市场异质竞争度的提升放在其工作的重要位置,以促使中国式分权改革下的经济增长能够真正伴随着一个充分异质竞争市场的健康成长。

主要参考文献:

- [1]陈抗, Arye L. Hillman, 顾清扬. 财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手[J]. 经济学(季刊), 2002, (4): 111—130.
- [2]丁重, 张耀辉. 制度倾斜、低技术锁定与中国经济增长[J]. 中国工业经济, 2009, (11): 16—24.
- [3]孔东民, 申睿. R2, 异常收益与交易中的信息成份[J]. 中大管理研究, 2008, (3): 91—112.
- [4]李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程和企业风险承担[J]. 中国工业经济, 2012, (12): 115—127.
- [5]史宇鹏, 周黎安. 地区放权与效率: 以计划单列为例[J]. 经济研究, 2007, (1): 17—28.
- [6]孙早, 张振. 优惠政策、财政分权与民营企业的绩效表现——基于浙江与陕西经验的比较分析[J]. 财经研究, 2005, (12): 54—63.
- [7]唐松, 胡威, 孙铮. 政治关系、制度环境与股票价格的信息含量——来自我国民营上市公司股价同步性的经验证据[J]. 金融研究, 2011, (7): 182—195.
- [8]吴昊旻, 杨兴全, 魏卉. 产品市场竞争与公司股票特质性风险——基于我国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2012, (6): 101—115.
- [9]许翌, 朱卫东, 张子余. 财政分权、企业寻租与地方政府补助——来自中国资本市场的经验证据[J]. 财经研究, 2012, (12): 120—127.
- [10]许年行, 江轩宇, 伊志宏, 等. 政治关联影响投资者法律保护的执法效率吗? [J]. 经济学(季刊), 2013, (2): 373—406.
- [11]赵建群. 论赫芬达尔指数对市场集中状况的计量偏误[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(12): 132—145.

- [12] Duchin R. Cash holding and corporate diversification[J]. The Journal of Finance, 2010, 65, 955—992.
- [13] Han Y, Lesmond D. Liquidity biases and the pricing of cross-sectional idiosyncratic volatility[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(5):1590—1629.
- [14] Panousi V, Papanikolaou D. Investment, idiosyncratic risk, and ownership [J]. Journal of Finance, 2012, 67(3), 1113—1148.

Does Fiscal Decentralization Lead to Heterogeneous Market Competition? Evidence from Listed Companies

DING Zhong, DENG Ke-bin

*(School of Finance, Guangdong University of
Foreign Studies, Guangzhou 510006, China)*

Abstract: It has been the consensus shared by academia that fiscal decentralization in China promotes regional competition, thereby improving economic growth. But homogeneous or heterogeneous competition caused by decentralization reform still lacks direct evidence at the firm level. By using indexes such as firm-specific information of fluctuations in stock prices of listed companies and product market competition, this paper provides empirical evidence that fiscal decentralization not only increases Chinese firm-specific information and promotes heterogeneous competition among firms, but also advances the increase in system (market) information and homogeneous competition among firms. And the homogeneous competition is more than the heterogeneous competition. The evidence shows that a lack of matching degree of fiscal decentralization and business power under tax federalism, and the political mechanism design of championship incentive make local governments under fiscal decentralization improve market competition of regional economies and strengthen government intervention on the economy. The superposition of these two effects results in a relative lack of heterogeneous competitiveness of enterprises. Therefore, fiscal decentralization reform in China has not yet fully played its role in the guidance of heterogeneous competition among firms. Finally, this paper provides specific policy suggestions.

Key words: fiscal decentralization; heterogeneous competition; firm-specific information; government intervention

(责任编辑 许 柏)